

К.А. Сосунов

ГУ ВШЭ, Москва,

Н.Ю. Ушаков

ГУ ВШЭ, Москва

Определение реального курса рубля и оценка политики долгосрочного таргетирования реального курса валюты

Оценивается равновесный реальный курс рубля за период с начала 1995 г. до начала 2008 г. Согласно методологическому подходу, предложенному в работе (Edwards, 1988), равновесный обменный курс связан функциональной зависимостью (так называемое уравнение «сокращенной формы») с набором фундаментальных переменных. Для получения равновесного реального обменного курса был определен набор фундаментальных переменных: условия торговли, дифференциал производительности, фискальная политика накопления бюджетных излишков. Оценка уравнения «сокращенной формы» осуществлена в рамках модели коинтеграционной векторной авторегрессии с использованием коинтеграционного теста Йохансена. Также исследуются скорость сходимости реального обменного курса к равновесному и влияние монетарной политики и потоков частного капитала на краткосрочную динамику реального курса.

Ключевые слова: *равновесный реальный обменный курс, модель коинтеграционной векторной авторегрессии, «несоответствие» фактического и равновесного курсов, период «полужизни».*

Классификация JEL: C32, F31, F41.

Введение

Реальный курс национальной валюты является одним из важнейших макроэкономических показателей, который определяет конкурентоспособность отечественных производителей относительно зарубежных. Поэтому изменение реального обменного курса может оказывать влияние на темпы роста экономики. Наибольшую важность этот показатель приобретает в тех странах, где значительная часть производства экспортоориентирована. Россия относится именно к этой группе стран. Таким образом, у данного исследования две основные цели. Во-первых, понять какие факторы (как и в каком количественном выражении) влияют на реальный курс рубля. Для ответа на этот вопрос используется оценка «сокращенной формы» уравнения для равновесного реального обменного курса. Во-вторых, выяснить насколько велика возможность «денежных властей»¹ влиять на реальный курс валюты как в кратко- так и в среднесрочной перспективе. Большинство авторов, исследующих эту тему, пишут о том, что возможность долгосрочного влияния очень огра-

¹ Под денежными властями понимаются ЦБ и Минфин в части их влияния на денежную политику.

ничена. Вопрос о краткосрочном эффекте остается открытым. Эмпирическое изучение данных вопросов представляется интересным как с научной точки зрения, так и для выработки рекомендаций по экономической политике.

1. Обзор литературы

Основной концепцией равновесного реального курса является концепция паритета покупательной способности (ППС). В *относительной версии* ППС цены могут не совпадать, но тем не менее изменяться примерно в одинаковом темпе, в результате чего реальный курс (определяемый как $P/(P^*S)$, где P , P^* – уровни цен в стране и за рубежом, соответственно; S – номинальный курс валюты) является постоянной величиной во времени или по крайней мере стационарной.

В работе (Edwards, Savastano, 1999) приведены подробные обзоры многочисленных эмпирических работ по проверке гипотезы ППС. В большинстве рассмотренных случаев гипотеза отвергается, когда период наблюдения составляет 10–30 лет. Лишь в некоторых случаях – при периодах наблюдения 60–70 лет – реальные курсы в развитых странах систематически возвращаются к своему среднему значению с периодом полужизни (half life) 4–5 лет. Столь длительные отклонения от среднего значения не могут быть объяснены лишь негибкостью цен в сравнении с номинальным курсом в ответ на монетарные и финансовые шоки, которые полностью поглощаются не более чем за 1–2 года (модель негибких цен Дорнбуша (Dornbusch, 1976) объясняет эти отклонения). Данный феномен в литературе носит название загадки ППС (Rogoff, 1996). Для объяснения такого рода отклонений С. Эдвардс предложил альтернативную концепцию равновесного реального курса (Edwards, 1988). Она предполагает, что есть переменные, называемые «фундаментальными», с которыми реальный курс связан долгосрочным соотношением. Таким образом, реальный курс как функция от этих фундаментальных переменных не обязан быть постоянным во времени или стационарным.

На базе предложенной С. Эдвардсом модели можно выделить достаточно большой набор экзогенных переменных, модифицируя соответствующим образом уравнения внутреннего и внешнего баланса экономики (соответствующий анализ проведен в книге (Hinkle, Montiel, 1999)).

Основной фундаментальной переменной, оказывающей влияние на реальный курс, является *дифференциал производительностей страны по отношению к ее основным торговым партнерам*. Гипотеза Балассы–Самуэльсона (Balassa, 1964; Samuelson, 1964) служит стандартным обоснованием данного влияния. Страны со значительным экономическим ростом, возникшим за счет торгового сектора, имеют относительно более высокие внутренние

цены, чем страны без аналогичного роста в торговом секторе. Данный эффект говорит о том, что реальный курс во многом определяется факторами «стороны предложения».

Вторая важная фундаментальная переменная – *переменная условий торговли*, определяемая как отношение цены экспорта к цене импорта. Улучшение условий торговли через *эффект благосостояния* ведет к росту внутреннего спроса, в результате чего цена на товары неторгового сектора растет, и реальный обменный курс укрепляется. На практике для стран, основная доля экспорта которых состоит из небольшого числа товаров, в качестве индикатора условий торговли используют цену основного экспортного товара.

В качестве других фундаментальных переменных различными исследователями рассматриваются также тарифы и торговые ограничения (так называемая степень открытости экономики), уровень и структура инвестиций, переменные фискальной политики, чистый внешний долг, мировая ставка процента, отклонение от непокрытого паритета процентных ставок и др. Важный вывод, который следует из многочисленных эмпирических исследований, заключается в том, что для рассматриваемого горизонта (10–30 лет) переменные дифференциала производительностей и условий торговли продемонстрировали значительную способность объяснять основную часть вариации реального курса для различных стран и поэтому, как правило, анализируются в первую очередь. Дополнительные детерминанты выбираются исходя из поставленных задач исследования или как наиболее релевантные для конкретной страны с точки зрения авторов.

В рамках теоретического подхода Эдвардса избыточно-экспансивная монетарная политика имеет лишь *временное влияние* на реальный курс при попытке центральным банком отклонить фактический курс от равновесного уровня. *Перманентное влияние* монетарной политики возможно лишь при попытке приведения реального курса к долгосрочному равновесному уровню, определяемому фундаментальными переменными.

В эмпирических исследованиях для получения оценки равновесного реального обменного курса применяется коинтеграционный анализ. Подробный обзор и критический анализ большого числа работ по оцениванию равновесного реального курса, использующие подход Эдвардса, приведены в работе (Edwards, Savastano, 1999).

Имеются исследования по оценке равновесного курса рубля. В основном в них применяется подход оценки уравнения «сокращенной формы» для реального курса и рассматриваемых фундаментальных переменных.

Н. Спатафора и Э. Ставрев (Spatafora, Stavrev, 2003) оценивают равновесный курс рубля в 1995–2002 гг., используя в качестве фундаментальных

переменных *условия торговли* и *дифференциал производительностей*. Также анализируется модель коррекции ошибок для реального курса, в рамках которой рассматривается возможность влияния дополнительных переменных: прирост отношения валютных резервов к импорту, прирост отношения денежной массы к ВВП, прирост отношения фискальных дефицитов к денежной базе. Из дополнительных переменных лишь прирост отношения валютных резервов к импорту оказывает значимое отрицательное влияние, а переменная фискальной политики оказывается незначимой.

К.А. Сосунов и А.В. Шумилов (Сосунов, Шумилов, 2005) оценивают равновесный реальный курс рубля с 1995 по 2003 г. В качестве фундаментальных переменных они используют *условия торговли*, *дифференциал производительности*, *чистый отток частного капитала к ВВП*. В рамках модели коррекции ошибок для реального курса обнаружено отрицательное влияние избыточной денежной массы, измеряемой как прирост отношения денежной массы к ВВП. Влияние переменной фискальной политики оказалось незначимым.

Н. Умс и К. Калчева (Oomes, Kalcheva, 2007) написали работу по анализу симптомов голландской болезни в России. В рамках их работы был оценен равновесный реальный курс за период с 1995 по 2005 г. В качестве долгосрочных детерминант реального курса, входящих в коинтеграционное соотношение, были выбраны: *условия торговли*, *дифференциал производительности*, *государственные расходы*, *чистые международные резервы*. Переменная фискальной политики оказывается значимой, и авторы делают вывод, что с помощью фискальной политики можно сдерживать укрепление реального курса.

М. Хабиб и М. Каламова (Habib, Kalamova, 2007) проверяют влияние *цены нефти* на реальные курсы трех основных нефтедобывающих стран: Норвегии, России, Саудовской Аравии. В качестве дополнительной детерминанты был взят *дифференциал производительности*. Лишь для России найдено коинтеграционное соотношение между реальным курсом и указанными детерминантами за период с 1995 г. до середины 2006 г. Авторы предположили, что для России устойчивая связь между реальным курсом и ценой нефти обнаруживается вследствие неполной стерилизации нефтяных доходов правительством в отличие от Норвегии и Саудовской Аравии, где стерилизация более полная.

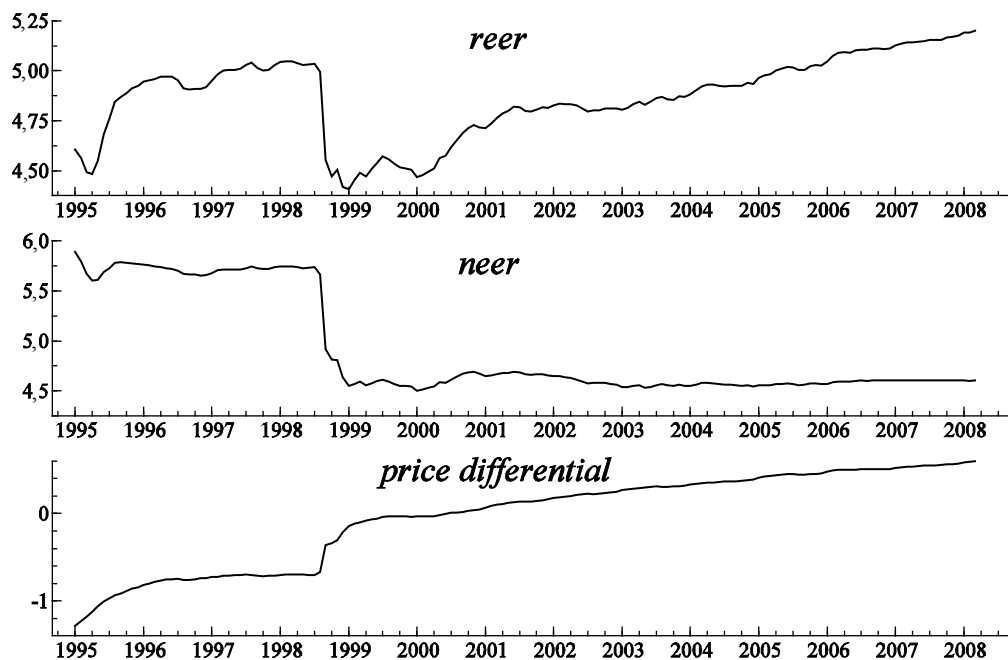
В работе (Гурвич, Соколов, Улюкаев, 2008) внимание концентрируется на проверке гипотезы Балассы–Самуэльсона для России. Проводится оценка коинтеграции между реальным курсом рубля и *дифференциалом производительности*, контролируя влияние *цены нефти*. Авторы приходят к выводу о значимости эффекта Балассы–Самуэльсона, а также цены на нефть для объяснения реального курса рубля.

В работе (Иванова, 2007) оценивается равновесный реальный курс в России с 1995 по 2006 г., используя подход торгового баланса. Равновесный курс определяется следующими фундаментальными переменными: *условия торговли, реальный выпуск, реальная процентная ставка, внешний долг*. Рассматриваются нормативная и позитивная оценки равновесного реального курса. Автор делает вывод о том, что с 1995 по 2006 г. фактический курс был недооценен по отношению к равновесному за исключением периода до кризиса 1998 г., а политика активного накопления резервов имела эффект обесценения курса на протяжении всего анализируемого периода. Из данной работы следует, что отток капитала из страны является возможной причиной значительной недооценки реального курса во второй части выборки.

В рамках данной статьи оценивается равновесный реальный курс за период с 1995 по начало 2008 г. Помимо теоретически обоснованных детерминант условий торговли и дифференциала производительности в коинтеграционное соотношение для реального курса включается переменная фискальной политики, характеризующая эффект стерилизации. В отличие от Н. Умс и К. Калчевой (Oomes, Kalcheva, 2007), использующих государственные расходы в качестве переменной фискальной политики, в данной статье мы будем рассматривать депозиты правительства в ЦБ. Такие депозиты явным образом отражают политику стерилизации доходов от экспорта ресурсов. Политика накопления излишков бюджета на счетах ЦБ началась еще в 2000 г., когда возникли профициты бюджета в результате повышения цен на энергоносители, и в 2004 г. приняла наиболее активную форму, когда был создан стабилизационный фонд. Для более детального анализа исследуем модель коррекции ошибок для реального курса, которая учитывает фактор оттока капитала и избыточно экспансивную монетарную политику. Проведенный анализ в рамках построенной эконометрической модели позволяет оценить возможности долгосрочного таргетирования реального курса рубля.

2. Описание данных

Отметим, что используемый С. Эдвардсом теоретический показатель реального курса является так называемым *внутренним реальным курсом* (internal RER). Он определяется как относительная цена товаров неторгового и торгового секторов. Однако для эмпирической проверки обычно используются общепринятые и сопоставимые для разных стран показатели *внешнего реального курса* (external RER), которые рассчитываются как отношение уровня цен национальной экономики к уровню цен торговых партнеров, выраженных в национальной валюте по текущему номинальному курсу.

**Рис. 1.**

Декомпозиция реального эффективного курса рубля (*reer*) на номинальный эффективный курс рубля (*neer*) и ценовой дифференциал (*price differential*)

На (рис. 1) показано изменение реального эффективного курса рубля (*reer*) за период с 1995 г. по начало 2008 г., рассчитанного Международным валютным фондом. Именно этот показатель будет использован при построении эконометрической модели как наиболее распространенный в подобных исследованиях. Визуально прослеживаются признаки нестационарности: наличие трендов и сдвигов, ряд редко пересекает свое среднее значение. Другие два графика показывают, как менялся номинальный эффективный курс рубля (*neer*) и ценовой дифференциал (*price differential*) между уровнем цен в России и остальном мире. Значительное изменение в поведении переменных произошло во второй половине 1998 г.: наблюдается перманентный сдвиг во всех трех переменных. Несмотря на положительный перманентный сдвиг уровня цен в этот период, реальная девальвация имела место в результате значительной номинальной девальвации.

Таким образом, для рассматриваемого нами периода, ввиду возможной нестационарности реального курса, даже относительная форма ППС не вполне применима для анализа равновесного курса рубля. Для объяснения долго-

Таблица 1

Описание данных, используемых для коинтеграционного анализа

Переменная	Показатель	Источник данных
Реальный курс рубля (<i>reer</i>)	Индекс реального эффективного курса, базируемый на относительных потребительских ценах	Данные МВФ
Условия торговли (<i>terms</i>)	Цена нефти марки «Юралз» в долларах США [Реальная цена нефти равна цене нефти марки «Юралз», деленной на индекс цен производителей стран Еврозоны]*	Данные агентства «Рейтер», расчеты авторов
Дифференциал производительности (вычисляется для конкретной страны по индексу ее промышленного производства, деленному на индекс занятости) (<i>pd</i>)	Производительность труда в России	Данные Росстата, расчеты авторов
	Производительность труда в Германии [в Голландии и Еврозоне]	Данные ОЭСР, ЕЦБ, расчеты авторов
Переменная фискальной политики (<i>fiscal</i>)	Депозиты правительства в ЦБ [Депозиты правительства в ЦБ к ВВП, дефицит/профицит бюджета к ВВП]*	Данные МВФ, Росстата, расчеты авторов

* В квадратных скобках указаны рассматриваемые альтернативные показатели.

срочных тенденций в поведении реального курса рубля необходимо принимать во внимание другие «движущие силы».

В табл. 1 указаны анализируемые долгосрочные детерминанты, а также источники данных. В построенной эконометрической модели мы рассматриваем дифференциал производительности России относительно Германии (*pd*), которая занимает первое место по доле отдельных стран в совокупном внешнеторговом обороте России (за 2008 г. эта доля составила 10,88%).

В качестве переменной, отвечающей за условия торговли (*terms*), в коинтеграционном анализе используется цена российской экспортируемой нефти марки «Юралз».

Из остальных потенциально возможных долгосрочных детерминант реального курса, рассматриваемых в литературе, была выбрана, с нашей точки зрения, наиболее релевантная для России – переменная фискальной политики (*fiscal*), которая была направлена на изъятия реальных доходов из экономики в форме бюджетных профицитов или так называемого эффекта стерилизации. В качестве основного индикатора фискальной политики рассматриваются *депозиты правительства в Центральном банке*, а в качестве альтернативных показателей – депозиты правительства в Центральном банке как доля ВВП и дефицит/профицит бюджета как доля ВВП. Графики альтернативных показателей приведены в работе К.А. Сосунова и Н.Ю. Ушакова (Sosunov, Ushakov, 2009).

В качестве дополнительных факторов влияния, исследуемых в рамках модели коррекции ошибок для реального курса, выбраны переменная избыточно экспансивной монетарной политики (*mp*) и переменная чистого притока/оттока частного капитала (*cap*). Описание этих переменных приведено в табл. 2.

Таблица 2

Данные, используемые в модели коррекции ошибок
для реального курса

Переменная	Показатель	Источник данных
Переменная экспансивной монетарной политики (<i>mp</i>)	Прирост отношения М2 (в национальном определении) к ВВП в предыдущем квартале [аналогично для денежной базы]*	ЦБ РФ, Росстат, расчеты авторов
Переменная изменения частного капитала (<i>cap</i>)	Прирост отношения притока/оттока чистого частного капитала к ВВП	ЦБ РФ, Росстат, расчеты авторов

* В квадратных скобках указаны рассматриваемые альтернативные показатели.

Все переменные были сезонно скорректированы (процедура Census X12, additive, Eviews 5) и представлены в натуральных логарифмах.

На рис. 2 показан реальный эффективный курс рубля и выбранные «фундаментальные» переменные в уровнях и первых разностях. Взятие первых разностей делает переменные стационарными, что означает, что переменные

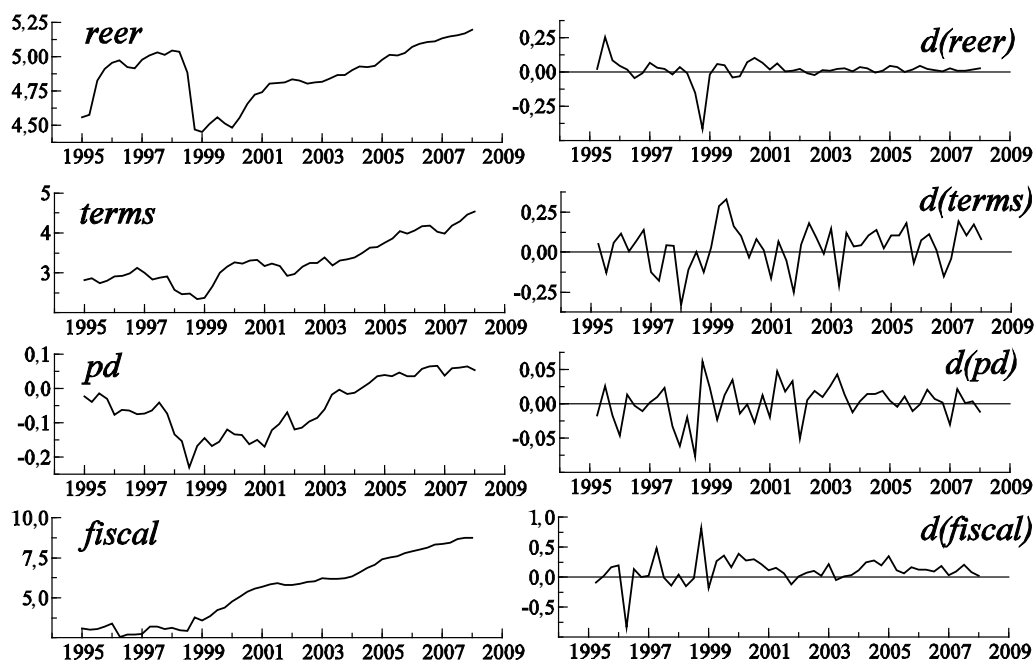


Рис. 2.

Переменные в уровнях (слева) и первых разностях (справа), *reer* – реальный эффективный курс рубля, *terms* – условия торговли, *pd* – дифференциал производительности, *fiscal* – переменная фискальной политики

в уровнях являются первого порядка интеграции² ($I(1)$). Для всех переменных на графиках первых разностей видны значительные выбросы в период кризиса 1998 г. Для условий торговли выбросы наблюдаются в начале 1999 г. (в связи с резким ростом цены на нефть). Для реального курса особенным моментом является середина 1995 г. (введение валютного коридора).

3. Методология оценивания

Для оценки параметров долгосрочной взаимосвязи реального курса и фундаментальных переменных используем методологию коинтеграционной векторной авторегрессии (cointegrated VAR-methodology), предложенную С. Йохансенom и К. Юселиусом (Johansen, 1988, 1991, 1996; Johansen, Juselius, 1990; Juselius, 2007).

Рассматривается следующая модель векторной авторегрессии в форме коррекции ошибок:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim IN_p(0, \Sigma).$$

² Также были проведены тесты на единичные корни Дикки-Фуллера, Филлипса-Перрона и Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина как для уровней, так и для разностей, которые подтвердили, что ряды первого порядка интеграции ($I(1)$).

Обозначения соответствуют книге (Johansen, 1996). Основные долгосрочные параметры системы характеризует матрица Π , которая в случае коинтеграции между переменными может быть представлена в виде $\Pi = \alpha\beta'$, где β' – матрица коэффициентов, умножение которой на вектор переменных дает набор стационарных линейных комбинаций переменных в уровнях (равновесные ошибки $\beta'x_{t-1} \sim I(0)$); α – матрица, характеризующая реакцию переменных системы на отклонение от равновесия в предыдущем периоде; r – ранг матрицы Π (число коинтеграционных соотношений).

Уравнение «сокращенной формы» для равновесного реального курса, предложенное в (Edwards, 1988), находится на основе коинтеграционного соотношения $\beta'x_t$, где коэффициент перед реальным курсом нормируется к единице. Для более «детального» анализа динамики реального курса и проверки возможности влияния дополнительных переменных на реальный курс оценивается модель коррекции ошибок для реального курса вида:

$$\Delta reer_t = \alpha_1 (\beta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^Q c_i \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=0}^S d_i \Delta F_{t-i} + \sum_{i=0}^Z e_i \Delta T_{t-i} + u_t, \quad (2)$$

где $\beta'x_{t-1}$ – коинтеграционное соотношение, полученное из (1); α_1 – коэффициент, характеризующий реакцию реального курса на равновесную ошибку βx_t ; F – вектор фундаментальных переменных; T – вектор краткосрочных детерминант. Модель (2) сформулирована для случая одного коинтеграционного соотношения.

4. Оценивание и анализ результатов

4.1. Статистическая модель

Все тесты, представленные ниже, базируются на модели векторной авторегрессии без ограничений, которая включает константу μ и дамми-переменные D_t , учитывающие выбросы в данных. Модель задается системой уравнений:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IN_4(0, \Sigma), \quad (3)$$

где x_t представляет вектор переменных для квартальных данных

$$[reer, terms, pd, fiscal]^T \sim I(1).$$

Спецификация детерминированных компонент следующая. На константу не вводится ограничений. Это означает, что спецификация позволяет данным содержать линейные тренды (что наблюдается в наших данных). Нет ограничений на дамми-переменные: они могут как входить в коинтеграционное соотношение, так и быть вне него в системе уравнений (3). Выбор числа лагов производился на основе критериев Акаике и Шварца.

4.2. Оценка базовой векторной авторегрессии

Из графиков основных переменных в разностях (рис. 2) видно, что предположение совместной нормальности, которая лежит в основе базовой модели векторной авторегрессии (3), скорее всего, не выполняется. Многие переменные демонстрируют большие выбросы, не соответствующие предположению нормальности. Это особенно характерно для периода до 2000 г. Чтобы сохранить валидность статистических выводов, необходимо контролировать выбросы с помощью дамми-переменных или же выкинуть наиболее волатильные годы из выборки. Так как волатильные годы могут быть потенциально информативными относительно взаимосвязей между переменными, будем анализировать всю выборку с 1995 по 2008 г. и использовать дамми-переменные, когда стандартизованные остатки больше 3,5.

Исходя из предположения, что анализируемые ряды первого порядка интеграции, рассмотрим самую общую спецификацию детерминистических компонент модели (3), предполагающую линейный тренд в коинтеграционных соотношениях и тестируем значимость тренда. Тест на исключение переменных из коинтеграционных соотношений свидетельствует о незначимости тренда в коинтеграционных соотношениях. Это позволяет перейти к модели, предполагающей линейные тренды в данных (и которые значимы в нашем случае) и отсутствие линейного тренда в коинтеграционном соотношении.

В исследованиях, описанных в (Juselius, 2007) и использующих симуляции, было показано, что валидные статистические выводы чувствительны к нарушениям некоторых предположений модели (3), таких как непостоянство параметров, автокоррелированность остатков (чем сильнее, тем хуже), асимметричность (*skewness*) остатков, и робастны к избыточному коэффициенту эксцесса (*kurtosis*) и гетероскедастичности остатков (*ARCH*).

Были использованы следующие дамми-переменные:

$$D_t^T = [dum_{1995,3}, dum_{1996,2}, dum_{1997,2}, dum_{1998,3}, dum_{1998,4}, dum_{1999,4}, dum_{2000,1}]_t,$$

где dum_{19xx,y_t} принимает значение единицы в 19xx.y и ноль – в противном случае. Контроль данных экстраординарных шоков приводит к тому, что остатки VAR-модели начинают демонстрировать адекватное поведение (табл. 3).

Тесты на автокорреляцию остатков от первого до четвертого порядка свидетельствуют об отсутствии автокорреляции. Гипотеза о совместной нормальности не отвергается, но «погранично». ARCH-тесты свидетельствуют об отсутствии проблемы условной гетероскедастичности. Так как было показано, что результаты оценивания коинтеграционной модели достаточно робастны к ARCH-эффектам и ненормальности вследствие избыточного коэффициента эксцесса остатков, мы считаем представленную модель приемлемой.

Таблица 3

Тесты на неверную спецификацию модели*

Тесты многомерной модели (<i>multivariate tests</i>)		
Тесты на автокорреляцию	$LM(1)$	$\chi^2(16)=14,610$ [0,553]
	$LM(2)$	$\chi^2(16)=17,492$ [0,354]
	$LM(3)$	$\chi^2(16)=10,183$ [0,857]
	$LM(4)$	$\chi^2(16)=11,601$ [0,771]
Тест на нормальность		$X^2(8)=12,893$ [0,116]
Тест на <i>ARCH</i>	$LM(1)$	$\chi^2(16)=14,610$ [0,553]
	$LM(2)$	$\chi^2(16)=17,492$ [0,354]
	$LM(3)$	$\chi^2(16)=10,183$ [0,857]
	$LM(4)$	$\chi^2(16)=11,601$ [0,771]

* $LM(h)$ – обозначает, что тест построен на основе множителей Лагранжа (*Lagrange multiplier test*), h – число временных лагов, учитываемых при тестировании.

Тесты одномерной модели (*univariate tests*)

Переменная	Среднее	Стандартная ошибка	Коэффициент асимметрии	Коэффициент эксцесса	Максимум	Минимум	ARCH(2)	Нормальность	R^2
$d(reer)$	-0,000	0,015	0,329	3,788	0,041	-0,033	0,829 [0,661]	3,907 [0,142]	0,964
$d(terms)$	-0,000	0,105	-0,952	4,270	0,187	-0,331	0,843 [0,656]	7,657 [0,022]	0,362
$d(pd)$	0,000	0,018	-0,583	3,352	0,036	-0,049	0,065 [0,968]	3,236 [0,198]	0,527
$d(fiscal)$	-0,000	0,075	0,149	3,426	0,198	-0,170	7,109 [0,029]	2,209 [0,331]	0,879

* В квадратных скобках указаны p -значения соответствующих тестов.

4.3. Коинтеграционный ранг и оценка долгосрочных параметров системы

В табл. 4 представлены результаты теста Йохансена для базовой модели (3). Первая строка таблицы соответствует тестированию гипотезы об отсутствии коинтеграционных соотношений в системе, содержащей четыре стохастиче-

Таблица 4

Тест Йохансена. $I(1)$ -анализ

$p-r$	r	Собственные числа	Трэйс статистика	Трэйс статистика*	95%-ное критическое значение	p -значение	p -значение*
4	0	0,660	81,175	70,389	47,707	0,000	0,000
3	1	0,258	26,137	20,292	29,804	0,128	0,414
2	2	0,183	10,938	8,940	15,408	0,219	0,378
1	3	0,012	0,624	0,380	3,841	0,430	0,537

* Коррекция критических значений на малую выборку по Бартлетту.

ских $I(1)$ -тренда, не связанные долгосрочной связью. Данная возможность уверенно отвергается при использовании как стандартных критических значений, так и для скорректированных на малую выборку (коррекция Бартлетта). Вторая строка рассматривает гипотезу о том, что в системе присутствует как минимум три общих стохастических $I(1)$ -тренда и соответственно не больше одного коинтеграционного соотношения. Эта гипотеза не отвергается как на 5%-, так и 10%-ном уровне значимости для стандартных критических значений и скорректированных на размер выборки по Бартлетту. На основе этих тестов делается вывод об одном коинтеграционном соотношении между анализируемыми переменными.

Оцененные параметры коинтеграционного соотношения $\beta'X_t$ и скорости сходимости к равновесию α представлены в табл. 5. Отметим, что использование в качестве переменной фискальной политики альтернативных индикаторов приводит качественно к тем же выводам. Соответствующие расчеты представлены в работе (Sosunov, Ushakov, 2009).

Таблица 5

Результаты оценивания долгосрочных параметров модели*

Коинтеграционный вектор	$reer$	$terms$	pd	$fiscal$	Константа
	1,000	-0,229	-1,340	0,044	-4,43287
		(0,053)	(0,204)	(0,012)	

Вектор коррекции к равновесию	$d(reer)$	$d(terms)$	$d(pd)$	$d(fiscal)$
	-0,211	-0,275	0,031	-0,754
	(0,026)	(0,203)	(0,035)	(0,134)

* В круглых скобках указаны стандартные ошибки коэффициентов.

Таким образом, оцененное уравнение «сокращенной формы» для равновесного реального курса, полученное в результате коинтеграционного анализа, имеет вид:

$$reer_t = 0,229terms_t + 1,34pd_t - 0,044fiscal_t + 4,443 + ect_t. \quad (5)$$

где ect_t – член коррекции ошибки, интерпретируемый как «несоответствие» фактического курса и равновесного.

4.4. Анализ чувствительности результатов

Проверка на постоянство параметров модели

Таблица 6

Рекурсивные тесты на постоянство параметров модели

Тип теста	Тестируем	Вывод
Рекурсивные тесты «вперед», базовая подвыборка (I квартал 1995 г. – IV квартал 2003 г.)		
Тест на постоянство параметров на основе функции правдоподобия (<i>test of constancy of the likelihood</i>)	Вся модель	Основная гипотеза не отвергается
Трэйс тест (<i>trace test statistics</i>)	Тест долгосрочных параметров модели	Основная гипотеза не отвергается
Тест на постоянство собственных чисел (<i>fluctuation test</i>)	Тест долгосрочных параметров модели	Основная гипотеза не отвергается
Тест Ниблома (<i>Nyblom test</i>)	Тест на устойчивость коэффициентов коинтеграционного соотношения	Основная гипотеза не отвергается
Рекурсивные тесты «назад», базовая подвыборка (I квартал 2000 г. – I квартал 2008 г.)		
Тест на постоянство параметров на основе функции правдоподобия (<i>test of constancy of likelihood</i>)	Тест всей модели	Наблюдается нестабильность в 1998 г.
Трэйс тест (<i>trace test statistics</i>)	Тест долгосрочных параметров модели	Основная гипотеза не отвергается
Тест на постоянство собственных чисел (<i>fluctuation test</i>)	Тест долгосрочных параметров модели	Основная гипотеза не отвергается
Тест Ниблома (<i>Nyblom test</i>)	Тест на устойчивость коэффициентов коинтеграционного соотношения	Основная гипотеза не отвергается

* Все тесты проведены как для «очищенной» от краткосрочных эффектов модели (R -модель), так и для общей модели (X -модель (3)) (более подробно об этом см. (Juselius, 2007)).

Важным предположением коинтеграционного анализа модели (3) является постоянство параметров: в первую очередь выбор коинтеграционного ранга, а также долгосрочных параметров равновесия β' и скорости сходимости к равновесию α . Подробное описание используемых рекурсивных тестов на постоянства параметров представлено в (Juselius, 2007). Сначала в качестве базовой выборки рассматривается период в начале выборки, и последующие тесты проводятся «вперед». Аналогично рассматривается подвыборка в конце выборки, и рекурсивные тесты проводятся «назад». Нужно отметить, что базовая выборка должна иметь достаточное число наблюдений, чтобы можно было делать валидные статистические выводы. В качестве базового периода для тестов «вперед» был выбран период с I квартала 1995 г. по IV квартал 2003 г., а для тестов «назад» – с I квартала 2000 г. по I квартал 2008 г.

В табл. 6 представлены выводы по четырем различным рекурсивным тестам, которые оценивают постоянство различных параметров модели (3). Общим выводом по тесту «вперед» является то, что большинство тестов свидетельствует о постоянстве параметров в сравнении с базовой выборкой I квартал 1995 г.– IV квартал 2003 г. Однако для теста «назад» выводы не столь однозначны: часть тестов указывает на непостоянство краткосрочных параметров модели в 1998 г. по сравнению с базовой выборкой, но тем не менее постоянство долгосрочных параметров сохраняется. Графики рекурсивных тестов приведены в работе (Sosunov, Ushakov, 2009).

Тест на исключение переменных из долгосрочного соотношения

В табл. 7 показаны результаты теста, проверяющего возможность исключения выбранных детерминант реального курса из коинтеграционного соотношения. Однако все выбранные переменные являются значимыми, т.е. исключение их из коинтеграционного соотношения приведет к потере важной информации.

Таблица 7

Тест на исключение переменных из коинтеграционного соотношения.

Тест отношения правдоподобия, $\chi^2(r)$

<i>r</i>	Степени свободы	5%-ное критическое значение	<i>reer</i>	<i>terms</i>	<i>pd</i>	<i>fiscal</i>
1	1	3,841	39,344 [0,000]	9,720 [0,002]	13,905 [0,000]	8,271 [0,004]*

* В квадратных скобках указаны *p*-значения соответствующих тестов.

4.5. Тест на слабую экзогенность детерминант реального курса

Найденное коинтеграционное соотношение (5) указывает на долгосрочную связь между выбранными переменными. Потенциально каждая переменная

в коинтеграционном соотношении может быть причиной отклонения от долгосрочного равновесия и одновременно играть роль переменной, приспособляющейся к этому отклонению. Иногда переменные лишь создают отклонения от равновесия, в случае чего они являются *слабо экзогенными*. В табл. 8 представлен тест на слабую экзогенность выбранных детерминант реального курса. Основным выводом теста является то, что цена на нефть и дифференциал производительности для выбранного нами ранга являются слабо экзогенными. Про остальные переменные данного вывода сделать нельзя.

Таблица 8

Тест на слабую экзогенность. Тест отношения правдоподобия, $\chi^2(r)$

r	Степени свободы	5%-ное критическое значение	<i>reer</i>	<i>terms</i>	<i>pd</i>	<i>fiscal</i>
1	1	3,841	34,842 [0,000]	1,534 [0,216]	0,693 [0,405]	22,356 [0,000]*

* В квадратных скобках указаны p -значения соответствующих тестов.

Ограничение слабой экзогенности цены на нефть и дифференциала производительностей качественно не меняет результаты относительно долгосрочных параметров модели. При рассмотрении в качестве переменной фискальной политики доли дефицита/профицита бюджета в ВВП все выбранные детерминанты оказываются слабо экзогенными, данные расчеты представлены в работе (Sosunov, Ushakov, 2009).

4.6. Представление модели в форме скользящего среднего

Для анализа структуры общих стохастических трендов рассматривается следующее МА представление модели (1):

$$x_t = C \sum_{i=1}^t (\varepsilon_i + \Psi D_i) + C^*(L)(\varepsilon_t + \Phi D_t) + A,$$

где $C = \tilde{\beta}_\perp \alpha'_\perp$ и $C^*(L)$ – полиномы бесконечного порядка, задающиеся параметрами VAR -модели; слагаемое A определяется начальными значениями и удовлетворяет условию $\beta'A=0$. Параметр α'_\perp отвечает за формирование общих стохастических трендов из остатков соответственных переменных системы, а параметр $\tilde{\beta}_\perp$ показывает, с какими коэффициентами общие стохастические тренды входят в процесс.

В табл. 9 приведены результаты оценки матрицы долгосрочного влияния C . Все интересующие нас коэффициенты имеют ожидаемый знак и размер, согласуются с коэффициентами коинтеграционного соотношения (3).

Таблица 9

Анализ общих стохастических трендов. Матрица долгосрочного влияния*

Переменная	$\Sigma \varepsilon_{reer}$	$\Sigma \varepsilon_{terms}$	$\Sigma \varepsilon_{pd}$	$\Sigma \varepsilon_{fiscal}$
<i>reer</i>	-0,163 (-0,342)	0,349 (2,029)	1,684 (2,058)	-0,013 (-0,290)
<i>terms</i>	-1,489 (-0,894)	1,578 (2,617)	2,068 (0,722)	-0,074 (0,722)
<i>pd</i>	-0,004 (-0,022)	0,045 (0,623)	1,104 (3,202)	0,030 (1,638)
<i>fiscal</i>	-4,159 (-1,693)	1,653 (1,859)	6,096 (1,442)	0,812 (3,595)

* В круглых скобках указаны *t*-статистики соответствующих тестов. $\Sigma \varepsilon_{reer}$, $\Sigma \varepsilon_{terms}$, $\Sigma \varepsilon_{pd}$, $\Sigma \varepsilon_{fiscal}$ – суммарные неожиданные изменения (или шоки) анализируемых переменных, оцениваемые как регрессионные остатки системы (3).

Долгосрочное влияние шоков условий торговли на реальный курс рубля очень значимо и положительно. Шоки, связанные с ростом дифференциала производительностей, приводят к укреплению реального курса рубля. Шоки фискальной политики, зависящие от роста депозитов правительства в ЦБ, не являются значимыми для основной спецификации модели. Однако улучшение условий торговли приводит к росту накопления депозитов правительства. Данный анализ свидетельствует о том, что фискальная политика как и реальный курс являются в высокой степени эндогенными переменными и приводят систему к равновесию. При рассмотрении дефицита бюджета (как доли ВВП) в качестве показателя фискальной политики наблюдается значимое долгосрочное влияние шоков на реальный курс со стороны переменной фискальной политики, однако по своей величине оно небольшое. (Соответствующие расчеты могут быть представлены читателю авторами.) Качественные выводы относительно долгосрочного влияния условий торговли и дифференциала производительностей на реальный курс для альтернативных спецификаций не меняются.

5. Краткосрочная динамика реального курса рубля

Модель коррекции ошибок для реального курса рубля с учетом дополнительных переменных оценивается методом наименьших квадратов. Результаты оценивания уравнения приведены в табл. 10.

Таблица 10

Модель коррекции ошибок для реального курса

Зависимая переменная: $d(reer)$.

Метод: МНК.

Выборка (скорректированная): III квартал 1995 г. – I квартал 2008 г.

Включено наблюдений: 51 после коррекции.

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	<i>t</i> -статистика	<i>p</i> -значение
<i>d(reer(-1))</i>	0,388	0,099	3,918	0,000
<i>ect(-1)</i>	-0,284	0,059	-4,798	0,000
<i>d(mp)</i>	-0,251	0,136	-1,852	0,071
<i>d(cap(-1))</i>	0,294	0,155	1,891	0,065
константа	0,010	0,008	1,224	0,227

Описательные статистики

R^2	R^2 (скорректированный)	p -значение (F -статистика)	Статистика Дарбина–Уотсона
0,563	0,525	0,000	1,926

Получена следующая модель коррекции ошибок для реального курса
(в скобках указана t -статистика):

$$d(reer_t) = 0,01 + 0,39d(reer_{t-1}) - 0,28(reer_{t-1} - 0,229terms_{t-1} - 1,34pd_{t-1} + 0,044fiscal_{t-1} - 4,443) - 0,25d(mp_t) + 0,29d(cap_{t-1}) + \tilde{\varepsilon}_t.$$

Коэффициент при переменной коррекции ошибок ($ect(-1)$) имеет высокую значимость, отрицателен и по модулю меньше единицы, что говорит о постепенной сходимости обменного курса к равновесному. Значение коэффициента показывает, что примерно через два квартала более 50% отклонения от равновесного состояния будет поглощено.

Отрицательный коэффициент при переменной монетарной политики $d(mp_t)$ говорит о том, что в ответ на экспансивную денежную политику эффект падения номинального курса подавляет эффект роста цен и что политика валютных интервенций ЦБ как в целях укрепления курса рубля до кризиса 1998 г., так и в целях уменьшения скорости укрепления в период после кризиса оказывала влияние на реальный курс. Однако полученный коэффициент значим лишь на 10%-ном уровне.

Коэффициент при переменной притока капитала $d(cap_{t-1})$ имеет ожидаемый знак и значим на 10%-ном уровне – прирост притока капитала приводит к укреплению реального курса с лагом в один квартал.

6. Выводы эконометрического анализа

Проведенный коинтеграционный анализ и построение модели коррекции ошибок свидетельствуют о следующем.

Увеличение цены на нефть на 1% приводит к укреплению равновесного реального курса на 0,22%.

Рост дифференциала производительности на 1% приводит к увеличению равновесного реального курса на 1,34%.

Рост депозитов правительства в ЦБ на 1% приводит к уменьшению равновесного реального курса на 0,044%.

Скорость корректировки к равновесию, измеряемая показателем периода полужизни, составляет примерно два квартала ($\ln(0,5)/\ln(1-0,28)$).

Экспансивная монетарная политика связана с обесценением реального курса в краткосрочном периоде.

Приток частного капитала с лагом в один квартал положительно связан с реальным курсом.

Для сопоставления полученных результатов в Приложении приводится ряд примеров оценок в аналогичных исследованиях как по России, так и по другим странам (см. Приложение, табл. А). Во многих случаях наблюдаются сходные как по знаку влияния, так и по величине параметры.

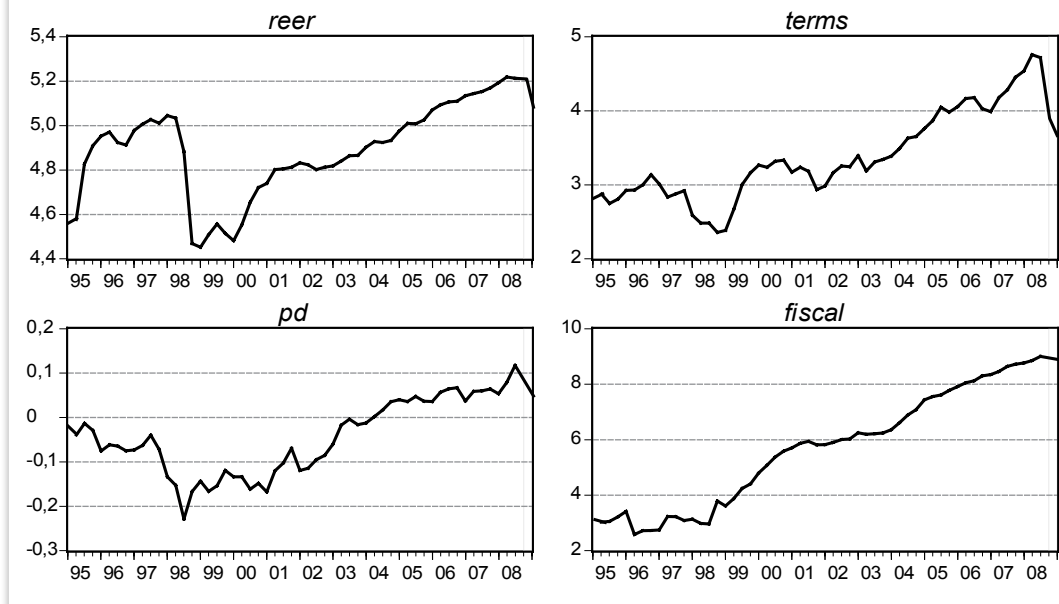


Рис. 3.

Реальный эффективный курс рубля (*reer*) и его детерминанты: *terms* – условия торговли, *pd* – дифференциал производительности, *fiscal* – переменная фискальной политики. Серым цветом показан прогноз на I квартал 2009 г., исходя из данных на начало марта 2009 г.

На рис. 3 приведены графики основных детерминант реального курса рубля за период с I квартала 1995 г. до начала 2009 г. (серым отмечены прогнозные значения на I квартал 2009 г.), которые отражают значительное падение цен на нефть, уменьшение дифференциала производительности и замедление накопления средств правительства на счетах ЦБ, а также ответную корректировку в сторону понижения реального курса в начале 2009 г.

Для того чтобы понять, как соотносятся фактический и равновесный курс, на рис. 4 представлено процентное отклонение фактического курса $reer$ от предсказанного $reer^*$ на основе проведенного коинтеграционного анализа, где

$$reer_t^* = 0,229terms_t + 1,34pd_t - 0,044fiscal_t + 4,443.$$

Период до конца 2000 г. характеризуется значительными отклонениями от предсказанного равновесного курса. С конца 2000 г. и далее амплитуда колебаний значительно сокращается. Несмотря на краткосрочные и среднесрочные отклонения фактического курса от равновесного, наблюдается постепенный приход к горизонтальной линии, характеризующей равновесное состояние системы. Корректировка к долгосрочному равновесию может происходить как за счет изменения фактического курса, так и за счет изменения равновесного реального курса (определяемого ценой нефти, дифференциалом производительностей и фискальной политикой). Таким образом, на состояние начала марта 2009 г. из проведенного анализа можно сделать следующие выводы:

- на I квартал 2009 г. наблюдается превышение реального курса над равновесным примерно на 15%;
- при отсутствии значительных изменений цены на нефть и дифференциала производительности наиболее вероятно, что корректировка данной переоценки будет происходить как за счет дальнейшей реальной

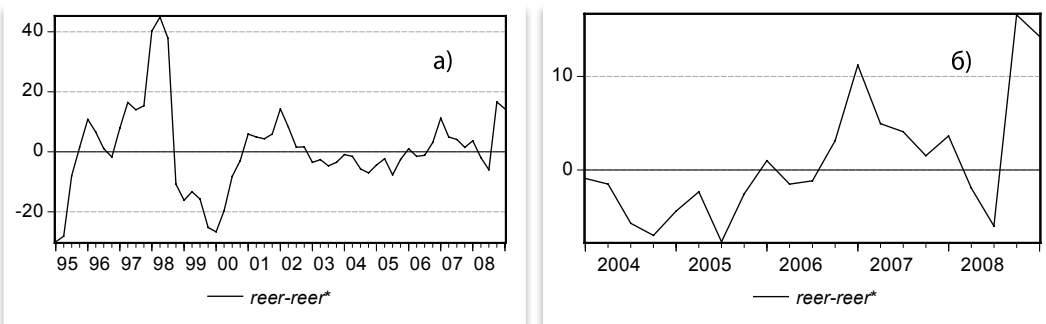


Рис. 4.

Текущее процентное отклонение фактического реального курса рубля ($reer$) от равновесного ($reer^*$) за весь период (а) и более подробно за последние 5 лет (б). Серым цветом показан прогноз на I квартал 2009 г., исходя из данных на начало марта 2009 г.

девальвации, так и незначительного повышения равновесного курса фискальными мерами.

Заключение

В результате проведенного коинтеграционного анализа для реального курса рубля и выбранных долгосрочных детерминант были получены следующие выводы.

Основная часть изменения реального курса происходит за счет условий торговли и дифференциала производительности, причем улучшение условий торговли и повышение производительности относительно торговых партнеров ведет к укреплению реального курса.

Переменная фискальной политики в коинтеграционном соотношении имеет ожидаемый, но достаточно малый по величине знак влияния на реальный курс, повышение депозитов правительства в ЦБ приводит к уменьшению равновесного реального курса. Дополнительно проведенные процедуры (тест на слабую экзогенность и представление модели в форме скользящего среднего) подтверждают долгосрочное влияние условий торговли и дифференциала производительности на реальный курс, однако результаты по долгосрочному влиянию фискальной политики зависят от выбора индикатора для этой переменной для рассматриваемого нами периода времени.

Для более детального анализа динамики реального курса была оценена модель коррекции ошибок, которая учитывала информацию как по изменению выбранных долгосрочных детерминант и возможное влияние избыточно экспансивной монетарной политики, так и потоков частного капитала. Реакция на равновесную ошибку, задаваемую долгосрочными детерминантами реального курса, очень значима. Избыточно экспансивная монетарная политика приводит к обесценению реального курса, а приток капитала в предыдущем квартале – к укреплению. Однако данные переменные значимы лишь на 10%-ном уровне.

Результаты оценки позволили определить скорость сходимости реального курса к равновесному, измеряемую показателем периода полужизни в 2 квартала, в то время как для разных стран данный показатель меняется в среднем от 1 квартала до 3 лет, что говорит о относительно быстрой реакции реального курса рубля на изменение в фундаментальных переменных.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица А

Результаты эмпирических работ по оценке равновесных реальных курсов⁴

Страна и источник информации	Условия торговли, коэффициент	Дифференциал производитель- ности, коэффициент	Период полу- жизни, в годах
Финляндия (Feyzioglu, 1997)	<u>0,37*</u>	0,85	1,5
Турция (Alper, Saglam, 1999)	-0,91 обратная котировка реального курса	–	<u>0,4</u>
Россия (Spatafora, Stavrev, 2003)	<u>0,31</u>	<u>1,3</u>	<u>0,3</u>
Россия (Сосунов, Шумилов, 2005)	0,64	-2,99	0,5 (0,6)
Россия (Oomes, Kalcheva, 2007)	0,49	<u>1,08</u>	–
Россия (Habib, Kalamova, 2007)	<u>0,29</u>	0,82	<u>0,25 (0,3)</u>
Россия (Гурвич, Соколов, Улюкаев, 2008)	<u>-0,16</u> и <u>-0,24</u> обратная ко- тировка реального курса	<u>-1,7</u> и <u>-0,93</u>	–
Новая Зеландия (MacDonald, 2001)	1,85 и 1,4	–	0,9
Гана (Iossifov, Loukoianova, 2007)	<u>0,35</u>	4,68	1,1
Южная Африканская Республика (MacDonald, Ricci, 2004)	0,46	0,14	2,1
США и Еврозона (Schnatz, Vijsellaar, Osbat, 2004)	<u>-0,31</u> и <u>-0,26</u>	1,87 и <u>1,46</u>	<u>0,5 (0,2)</u>
Болгария (Chobanov, Sorsa, 2004)	3,99	<u>1,3</u>	0,6
Малави (Mathisen, 2003)	<u>0,18</u>	4,32	<u>0,6 (0,8)</u>
Китай (Zhang, 2001)	-3,38 обратная котировка реального курса	0,37	4,3
Марокко (Zouhar, 2004)	<u>0,24</u>	<u>1,46</u>	3,3
Коста-Рика (Paiva, 2001)	0,75	Тренд	1,3
Замбия (Mkenda, 2001)	<u>0,32</u> ; 0,70; 0,47	–	1,4; <u>0,4</u> ; <u>0,4</u>
США, Германия, Япония (Clark, MacDonald, 1998)	доллар США 0,084, гер- манская марка 0,062, но коэф. не значим, япон- ская йена <u>0,22</u>	доллар США 2,70, германская марка 5,22, япон- ская йена 1,88	доллара США 1,5

⁴ Таблица составлена авторами.

Алжир (Koranchelian, 2005)	<u>0,24</u>	1,88	0,8
Сирия (Hasan, Dridi, 2008)	<u>0,38</u> и <u>0,3</u>	0,38 и <u>1,14</u> ; <u>1,44</u>	3,5
Танзания (Chudik, Mongardini, 2007)	<u>0,19</u>	<u>1,05</u>	–
Бразилия (Buchs, 2004)	<u>0,21</u> и <u>0,27</u>	0,2 и 0,32	<u>0,4</u> (<u>0,2</u>)
Египет (Mongardini, 1998) (IMF)	1,26	1,81	–

* Подчеркнутые значения сходны с результатами, полученными в данной статье.

Литература

- Гурвич Е., Соколов В., Улюкаев А.** (2008): Оценка вклада эффекта Балассы–Самуэльсона в динамику реального обменного курса рубля // *Вопросы экономики*. № 7.
- Иванова Н.** (2007): Оценка равновесного реального обменного курса рубля методом торгового баланса (на англ. яз.). CEFIR Working Paper 102.
- Сосунов К.А., Шумилов А.В.** (2005): Оценивание равновесного реального курса рубля // *Экономический журнал ВШЭ*. № 2.
- Alper C., Saglam I.** (1999): The Equilibrium Real Exchange Rate: Evidence from Turkey. MPRA Paper № 1924.
- Balassa B.** (1964): The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal // *Journal of Polit. Econ.* Vol. 72. P. 584–596.
- Buchs T.** (2004): Equilibrium Real Exchange Rate in Brazil, Estimation and Policy Implications. Paper presented at the 9th meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA) in San José (Costa Rica) on November 4th, 2004.
- Chobanov D., Sorsa P.** (2004): Competitiveness in Bulgaria: An Assessment of the Real Effective Exchange Rate. IMF Working Paper № 04/37.
- Chudik A., Mongardini J.** (2007): In Search of Equilibrium: Estimating Equilibrium Real Exchange Rates in Sub-Saharan African Countries. IMF Working Paper № 07/90.
- Clark P., MacDonald R.** (1998): Exchange Rates and Economic Fundamentals – A Methodological Comparison of BEERs and FEERs. IMF Working Paper № 98/67.
- Dornbusch R.** (1976): Expectations and Exchange Rate Dynamics // *Journal of Polit. Economy*. Vol. 84. P. 1161–1176.
- Edwards S.** (1988): Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior // *Journal of Development Economics*. Vol. 29. P. 311–341.
- Edwards S., Savastano M.** (1999): Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know? NBER Working Paper № w7228.
- Feyzioglu T.** (1998): Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland, WP/97/109, International Monetary Fund.
- Habib M., Kalamova M.** (2007): Are there Oil Currencies? The Real Exchange Rate of Oil Exporting Countries, ECB Working Paper № 839.
- Hasan M., Dridi J.** (2008): The Impact of Oil-Related Income on the Equilibrium Real Exchange Rate in Syria. IMF Working Paper № 08/196.
- Hinkle L.E., Montiel P.** (1999): Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries. N.Y.: Oxford University Press.

- Iossifov P., Loukoianova E.** (2007): Estimation of a Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model for Ghana. IMF Working Paper № 07/155.
- Johansen S.** (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors // *Journal of Econ. Dynamics and Control*. Vol. 12. P. 231–254.
- Johansen S.** (1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models // *Econometrica*. Vol. 52. P. 389–402.
- Johansen S., Juselius K.** (1990): Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money // *Oxford Bulletin of Econ. and Stat.* Vol. 52. P. 169–210.
- Johansen S.** (1996): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. N.Y.: Oxford University Press.
- Juselius K.** (2007): The Cointegrated VAR Model, Methodology and Applications. N.Y.: Oxford University Press.
- Koranchelian T.** (2005): The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: Algeria's Experience. IMF Working Paper № 05/135.
- MacDonald R., Ricci L.** (2004): Estimation of the equilibrium real exchange rate for South Africa // *South African Journal of Econ.* Vol. 72 (2). P. 282–304.
- MacDonald R.** (2001): Modelling the long-run real effective exchange rate of the New Zealand Dollar. DP2002/02. Reserve bank of New Zealand.
- Mathisen J.** (2003): Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for Malawi. IMF Working Paper № 03/104.
- Mkenda B.** (2001): Long-run and Short-run Determinants of the Real Exchange Rate in Zambia. Working Papers in Economics № 40, Department of Economics, Göteborg University.
- Mongardini J.** (1998): Estimating Egypt's Equilibrium Real Exchange Rate. IMF Working Paper № 98/5.
- Oomes N., Kalcheva K.** (2007): Diagnosing Dutch Disease: Does Russia have the symptoms? IMF Working Paper № 7/102.
- Paiva C.** (2001): Competitiveness and the Equilibrium Exchange Rate in Costa Rica. IMF Working Paper № 01/23.
- Rogoff K.** (1996): The Purchasing Power Parity Puzzle // *Journal of Economic Literature*. Vol. 34(2). P. 647–668.
- Samuelson P.** (1964): Theoretical Notes and Trade Problems // *Review of Economic Statistics*. Vol. 46. P. 145–154.
- Schnatz B., Vissellaar F., Osbat C.** (2004): "Productivity and the Euro-Dollar exchange rate // *Review of World Economics*. Vol. 140. № 1.
- Sosunov K., Ushakov N.** (2009): Determination of Real Exchange Rate of Ruble and Assessment of Long-Run Policy of Real Exchange Rate Targeting. Working Paper WP12/2009/02. M.: State University Higher School of Economics.
- Spatafora N., Stavrev E.** (2003): The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: the Case of Russia, WP/03/93, International Monetary Fund.
- Zhang Z.** (2001): Real Exchange Rate Misalignment in China: An Empirical Investigation // *Journal of Comparative Econ.* Vol. 29. P. 80–94.
- Zouhar Y.** (2004): Competitiveness and the Equilibrium Real Exchange Rate in Morocco. Draft.

Источники статистических данных:

International Financial Statistics Database of International Monetary Fund. [Электронный ресурс] Режим доступа: <http://www.imfstatistics.org/imf>, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ.

OECD MEI database. [Электронный ресурс] Режим доступа: <http://stats.oecd.org/WBOS/index.aspx>, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ.

Статистические данные, выложенные на сайте ЦБ РФ. [Электронный ресурс] Режим доступа: <http://www.cbr.ru>, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус.

Статистические данные, выложенные на сайте ФСТС. [Электронный ресурс] Режим доступа: <http://www.gks.ru>, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус.

Статистические данные по котировкам нефти «Юралз». [Электронный ресурс] Режим доступа: http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/pet_pri_wco_k_w.htm, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус.

Статистические данные из базы данных компании Reuters (продукт Reuters 3000 xtra). [Электронный ресурс] Режим доступа: платный. Загл. с экрана. Яз. рус.

Эконометрические пакеты, в которых были проведены расчеты:

CATS in RATS Version 2 by Estima.

Econometric Views Version 5.1

Поступила в редакцию 27.05.2009 г.

K.A. Sosunov

HSE, Moscow,

N.Y. Ushakov

HSE, Moscow

Determination of the Real Exchange Rate of the Ruble and Assessment of Long-Run Policy of Real Exchange Rate Targeting

The equilibrium real exchange rate of the Russian ruble is estimated for the period from the early 1995 to the early 2008. According to the methodological approach proposed by Edwards (1988), the equilibrium real exchange rate is a function of a set of fundamental variables (a so-called “reduced form equation”). In order to estimate an equilibrium real exchange rate, a set of fundamentals was selected: terms of trade; productivity differential; fiscal policy variable. Estimation was performed in a co-integrated VAR framework using the Johansen co-integration test. The speed of adjustment of the actual real exchange rate to the equilibrium real exchange rate as well as the influence of monetary policy and private capital flows on the short-run dynamics of real exchange rate is explored.

Keywords: equilibrium exchange rate, cointegrated var framework, real exchange rate misalignment, a half life.

JEL Classification: C32, F31, F41.